



Población y Salud en Mesoamérica

Revista electrónica publicada por el
Centro Centroamericano de Población,
Universidad de Costa Rica, 2060 San José, Costa Rica
<http://ccp.ucr.ac.cr>

Población y Salud en Mesoamérica

Revista electrónica semestral, ISSN-1659-0201

Volumen 12, número 1, artículo 4

Julio -diciembre, 2014

Publicado 1 de julio, 2014

<http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

Efectos de la segregación residencial socioeconómica sobre la reproducción adolescente. Ciudad de Córdoba, 2001

Florencia Molinatti



Protegido bajo licencia Creative Commons
Centro Centroamericano de Población

Efectos de la segregación residencial socioeconómica sobre la reproducción adolescente. Ciudad de Córdoba, 2001

Effects of socioeconomic residential segregation on adolescent reproduction. City of Córdoba, 2001

Florencia Molinatti¹

RESUMEN

Este trabajo tiene por objetivo contribuir en los esfuerzos teóricos y analíticos dirigidos a investigar los efectos que la segregación residencial socioeconómica tiene sobre la reproducción adolescente –porcentaje de adolescentes entre 15 y 19 años que tienen al menos un hijo nacido vivo– en la ciudad de Córdoba (Argentina). Se trabaja con información proveniente del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2001, desagregada a nivel de radio censal. Los riesgos de ser madre en la adolescencia, según la zona de segregación donde estas adolescentes residen se estiman a partir de modelos de regresión logística, ajustados, según variables sociodemográficas. Los resultados alcanzados en este trabajo sugieren que las probabilidades de ser madre entre los 15 y 19 años se encuentran significativamente influenciadas por el contexto residencial donde viven las adolescentes, más allá de las diferencias observadas a nivel individual y del hogar. Mientras que en las áreas con alta concentración de hogares con clima educativo alto, el riesgo de ser madre adolescente disminuye en promedio un 54% respecto al conjunto de radios censales más heterogéneos, en las zonas caracterizadas por un contexto residencial opuesto dicho riesgo aumenta casi un 13%. Estas evidencias destacan la importancia de la inclusión de los contextos residenciales en los diagnósticos y en el diseño de políticas públicas orientados a la salud reproductiva y sexual de las y los adolescentes, ya que posibilita captar su heterogeneidad y diversidad socioculturales.

Palabras clave: fecundidad de adolescentes, segregación, análisis de regresión, residencia

ABSTRACT

The goal of this paper is to contribute to the theoretical and analytical efforts regarding the effects of socioeconomic residential segregation patterns on adolescent reproduction –percentage of female teenagers 15-19 years who had at least one child birth alive– in the city of Córdoba (Argentina). We use data from the National Census of Population and Housing, at the census track level. The risks of being a mother in adolescence according to the segregation area in which these adolescents reside are estimated from logistic regression models, adjusted for sociodemographic variables. The results obtained in this work suggest that the odds of being an adolescent mother are significantly influenced by the residential context where adolescents live, beyond the differences observed at the individual and household level. In areas with high concentration of households with high educational climate the risk of being an adolescent mother decreased on average by 54% compared with the whole of census track more heterogeneous, by contrast in zones characterized by opposite residential context that increased to nearly 13%. This evidence highlights the importance of including residential contexts in the diagnosis and the design of public policies oriented to reproductive and sexual health of adolescents, since it allows capturing its heterogeneity and cultural diversity.

Keywords: adolescent fertility, segregation, regression analysis, residence

Fecha de recibido: 4 noviembre del 2013

Fecha de aprobado: 25 marzo del 2014

Fecha de corregido: 23Abril del 2014

¹ Universidad Nacional de Córdoba. Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad. ARGENTINA. fmolinatti@hotmail.com

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la fecundidad adolescente, es decir, aquella que tiene lugar antes de los 20 años, adquiere una vital importancia en los países, regiones y ciudades de América Latina y el Caribe por su peculiar trayectoria, siendo en algunos casos renuente al descenso y ascendente en otros (Di Cesare y Rodríguez Vignoli, 2006). Sin embargo, desde el punto de vista demográfico, el aumento de la proporción de nacimientos que corresponden a madres adolescentes, en general, no es debido al aumento de las tasas de fecundidad en esas edades, sino porque dichas tasas disminuyeron a un menor ritmo que las de las demás mujeres (Chackiel, 2004; Ferrando, 2003, citado en Pantelides, 2004).

En relación con las consecuencias sociales de los embarazos a temprana edad, existen puntos de vista divergentes, principalmente porque la concepción en la adolescencia como un problema social y de salud pública se construye sobre la base de factores no solo biológicos, sino también culturales y sociales. Esto significa que las adolescentes no conforman un grupo homogéneo, ya que viven en contextos diferentes con diversas necesidades. Distintos estudios, citados por Pantelides (2004), dan cuenta de esta heterogeneidad; por ejemplo, se advierte que los riesgos de salud para las madres adolescentes y sus hijos provienen, en gran medida, de las deficiencias nutricionales y la falta de atención médica y/o conductas de autocuidado que frecuentemente entrañan la vida en condiciones de pobreza y no de la edad de las madres *per se* (Pantelides, 2004).

En este sentido, un diagnóstico acertado de la fecundidad adolescente y, en consecuencia, el éxito de las políticas públicas orientadas a la salud reproductiva y sexual para este grupo de edad, se encuentra, en gran medida, determinado por la consideración en conjunto de dimensiones que incluyan las diversidades socioculturales de las adolescentes (Chackiel, 2004; López, 2006; Pantelides, 2004).

Siguiendo estas líneas de análisis, este trabajo tiene por objetivo analizar los posibles efectos de la segregación residencial socioeconómica (SRS) sobre la reproducción adolescente –medida a partir del porcentaje de adolescentes mujeres de entre 15 y 19 años que han declarado tener al menos un hijo nacido vivo (HNV) – en la ciudad de Córdoba² (Argentina), más allá de las diferencias observadas a nivel individual o del hogar.

El trabajo está organizado en 5 partes, además de la presente introducción. En primer lugar, se analizan los antecedentes teóricos y empíricos asociados al estudio de la fecundidad adolescente y de los efectos de la SRS sobre dicho fenómeno. En segundo lugar, se presentan los métodos y los datos utilizados en este trabajo para evaluar los efectos de la SRS sobre la reproducción de las adolescentes en la ciudad de Córdoba. En tercer lugar, se presentan los resultados obtenidos. En cuarto lugar, se analiza el significado de dichos resultados a la luz de los antecedentes teóricos y empíricos. Y, en último lugar, se presentan las conclusiones.

²Fundada en 1573, la ciudad de Córdoba es la capital de la provincia homónima situada en el centro del país. A 703 Km. de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (capital de la República Argentina), constituye el segundo aglomerado urbano más poblado del país. Según datos del último Censo Nacional, el Departamento Capital, que coincide en su totalidad con el ejido municipal de la ciudad de Córdoba, tenía una población que ascendía a 1.329.604 habitantes en 2010 (Municipalidad de Córdoba, 2012).

2. ANTECEDENTES Y MARCO TEÓRICO

Diversos estudios han procurado evaluar el real impacto de la composición social del contexto residencial y, particularmente, de la SRS –aquí entendida como el grado de proximidad o aglomeración espacial de estratos socioeconómicos semejantes– sobre la capacidad de respuesta a una serie de comportamientos considerados de riesgo por parte de individuos y hogares. La mayor tradición se encuentra en los Estados Unidos, donde Jencks y Mayer (1990) publicaron una exhaustiva revisión bibliográfica que compila resultados que confirman la existencia de impactos significativos del vecindario sobre los comportamientos de niños, adolescentes y jóvenes (Molinatti, 2013).

En América Latina estas investigaciones son mucho más recientes; aunque se destacan un importante número de ellas orientadas a dar respuesta a este impacto, por ejemplo, en lo referido a los logros educativos de niños y adolescentes (Alves, Franco y Ribeiro, 2008; Groisman y Suárez, 2006; Kaztman y Retamoso, 2007; Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2009; Torres, Ferreira y Gomes, 2004), a la inserción de los individuos en el mercado de trabajo (Molinatti, 2013; Cunha y Jakob, 2010; Flores, Wormald y Sabatini, 2009; Kaztman y Retamoso, 2005; Perelman, 2011; PNUD, 2009), a un conjunto de comportamientos considerados de riesgos (deserción escolar, inactividad juvenil y embarazo adolescente) en niños, adolescentes y jóvenes (Molinatti y Peláez, 2012; Collado Chaves, 2003; Kaztman, 1999; Sabatini, Wormald, Sierralta y Peters, 2009; Sierralta Jorquera, 2008), entre otros (Molinatti, 2013).

Todos ellos destacan la necesidad de ampliar el marco analítico y conceptual sobre algunos comportamientos individuales e incorporar las características contextuales en su análisis, en especial de aquellas personas u hogares que viven en zonas pobres y segregadas. Aunque es imperativo mantener una mirada crítica sobre la dirección de las líneas de la causalidad y examinar de manera pormenorizada el peso relativo de una u otra dirección (del contexto al individuo y del individuo al contexto) (Kaztman y Retamoso, 2005; Molinatti, 2013).

Particularmente, los estudios sobre reproducción y/o fecundidad adolescente se han centrado en determinar los perfiles sociodemográficos de las mujeres que son madres en la adolescencia y los factores que influyen sobre la probabilidad de presentar dicho comportamiento (Binstock y Pantelides, 2005; Di Cesare y Rodríguez Vignoli, 2006; Ministerio de Salud de la Nación/CONAPRIS-CEDES, 2004; Pantelides, 2004; Pantelides y Binstock, 2007; Rodríguez Vignoli, 2012). A partir de un análisis de la bibliografía especializada existente, se observa que se han explorado, casi exclusivamente, las características propias de la adolescente (regularidad y circunstancias de la actividad sexual, edad, nivel educativo, lugar de nacimiento, religiosidad) y/o del hogar de origen (tipo de familia, características del jefe de hogar). Por su parte, cuando se ha incorporado elementos de tipo contextual se ha optado por la zona de residencia, distinguiendo principalmente entre áreas urbanas o rurales (Pantelides, 2004).

Entre los trabajos que buscan caracterizar el entorno donde las madres adolescentes habitan, se encuentra uno realizado por Collado Chaves (2003) sobre la fecundidad adolescente en el Gran Área Metropolitana de Costa Rica en 1984 y 2000, a partir de la aplicación de una metodología para la detección de autocorrelación espacial. Los resultados sugieren que gran parte de los conglomerados de fecundidad adolescente se superponen con aquellos con significativas concentraciones de pobreza más importantes, como así también con los referidos a la no asistencia

escolar y al desempleo y empleo informal. Aunque se observan tres conglomerados de alta fecundidad que no mantienen ninguna relación con los otros, sugiriendo otros factores que podrían estar influyendo dicho patrón.

En otra investigación desarrollada para la ciudad de Montevideo (Uruguay) se presentan evidencias acerca de la asociación entre la composición social del vecindario y el embarazo adolescente –se consideró como comportamiento de riesgo la concepción de hijo/s fuera del matrimonio–, indicando que los vecindarios con una composición social baja exhiben frecuencias de este comportamiento cercanas al doble de las que presentan aquellos ubicados en el otro extremo de la escala social. Cuando se controlan los efectos por el nivel educativo de la madre adolescente, se observa que entre aquellas con 10 años o más de escolaridad no existen diferencias significativas respecto al hecho de tener hijo/s según la composición social del vecindario en el que habitan; en cambio, en aquellas con menores niveles educativos el efecto del contexto residencial se ha más visible (Kaztman, 1999).

Sin embargo, en un estudio realizado para la ciudad de Córdoba (Argentina) los resultados indican una fuerte asociación entre el lugar de residencia y la fecundidad adolescente tardía –cualquiera sea su situación conyugal–, independientemente de su nivel educativo. Por ejemplo, si analizamos el comportamiento reproductivo de las jóvenes con alto nivel educativo (9 años o más de escolaridad aprobados) se observa que la maternidad afecta a una de cada seis jóvenes (16,7%) que habitan en áreas “muy desfavorables” y solo a una de cada casi cincuenta (2,1%) que residen en contextos “muy favorables” (Molinatti y Peláez, 2012).

Contrariamente a lo observado en estos trabajos, dos investigaciones sobre los efectos de la SRS sobre un conjunto de problemas sociales en Santiago de Chile no encontraron evidencias que sostengan una correlación estadística entre la maternidad adolescente y la homogeneidad social de los barrios donde habitan dichas mujeres tanto en 1992 como en 2002. A juicio de los autores esta ausencia es un hecho alentador, en parte explicado por lo relativamente reciente de los procesos de *ghettización* de los barrios populares en Santiago (Sabatini *et al.*, 2009; Sierralta Jorquera, 2008).

3. MÉTODOS Y DATOS

La investigación es un estudio de tipo explicativo sobre la fecundidad adolescente en mujeres de 15 a 19 años, a partir de información sobre nacimientos proveniente del Sistema Nacional de Estadísticas Vitales, período 2000-2011 y del Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda de 2001 (CN2001) (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC], 2001).

El CN2001, a diferencia de las estadísticas vitales, constituye la única fuente que provee la “flexibilidad óptima para análisis a niveles micro-espaciales, asegurando representación para cualquier definición de unidades” (Robirosa, 1996, p. 629, citado en Marcos, 2011, p. 52). A pesar que hasta la fecha se han realizado otros dos censos –el Provincial de 2008 y el Nacional de 2010–, solo el de 2001 permite analizar el comportamiento reproductivo de la población y, particularmente, de las adolescentes en esta escala, ya que en el primero no se incluyeron variables relacionadas a la fecundidad, y en el segundo dichas variables forman parte del cuestionario ampliado relevado a partir de un sistema de muestreo, siendo los resultados representativos a nivel de la localidad (INDEC, 2012).

A nivel censal, la reproducción adolescente fue aproximada a partir del porcentaje de mujeres entre 15 y 19 años que declararon haber tenido al menos un HNV. A pesar que en el CN2001 las preguntas referidas a la fecundidad fueron realizadas a mujeres de 14 años o más, en este trabajo se excluyeron las adolescentes de 14 años, principalmente para garantizar la comparabilidad con otros resultados. Respecto a la unidad espacial de análisis utilizada, se optó por trabajar a nivel de radio censal –unidad mínima de recuperación de datos censales a partir del *software* Redatam+SP.

El análisis de los datos fue hecho en cuatro etapas. La primera tuvo por objetivo contextualizar el comportamiento reproductivo de las adolescentes, a partir del procesamiento de las bases de micro-datos de natalidad de los períodos 2000-2002 y 2009-2011, provistas por la Dirección de Estadísticas e Información en Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación (DEIS, s.f.). Desde esta información, se calcularon dos indicadores a nivel nacional, provincial y departamental: por un lado, tasas de fecundidad adolescente tardía³ y, por otro, los porcentajes de HNV de madres adolescentes⁴.

La segunda comprende un abordaje exploratorio, en el que se evaluaron los diferenciales en la reproducción adolescente según una serie de potenciales variables explicativas (Tabla 1). Para lo cual, se aplicaron análisis bivariados para cada una de estas variables, obteniendo los diferentes *Odds Ratio* (OR) y sus correspondientes intervalos de confianza al 95% (IC_{95%}). Matemáticamente, los OR estiman la razón entre la probabilidad de ocurrencia de un evento en un grupo (A) y su probabilidad de ocurrencia en otro grupo (B). Sus valores varían entre 0 e infinito. Un OR igual a 1,0 significa que las probabilidades de ocurrencia son iguales en ambos grupos. En cambio, un OR menor a 1,0 indica que el evento es más probable que ocurra en el grupo B y un OR mayor a 1,0, lo opuesto.

En la tercera se clasifican los contextos residenciales donde viven las adolescentes y se identifican las zonas de segregación. Para lo cual se utilizó como variable de diferenciación social al clima educativo de los hogares (CEH). Esta medida tiene en cuenta los años de escolaridad aprobados por los miembros de 18 o más años de cada hogar a nivel de radio censal (Celemín, Marcos y Velázquez, 2013). Para cada unidad espacial, el CEH promedio se calculó a partir de la siguiente fórmula:

$$CEH = \frac{\sum_{i=1}^n (AEA_{PH \geq 18} / PH_{\geq 18})}{H_{PH \geq 18}}$$

Es decir, el CEH se obtiene a partir del cociente entre la sumatoria del promedio de años de escolaridad aprobados de los miembros de 18 o más años del radio censal ($\sum_{i=1}^n (AEA_{PH \geq 18} / PH_{\geq 18})$) y la cantidad de hogares en el radio censal con miembros de 18 o más años ($H_{PH \geq 18}$). Donde, $\sum_{i=1}^n (AEA_{PH \geq 18} / PH_{\geq 18})$ es el cociente entre el total de años de escolaridad aprobados de los miembros de 18 o más años del hogar n del radio censal ($AEA_{PH \geq 18}$) y

³ Se calcularon dividiendo el promedio trianual de HNV de madres entre 15 y 19 años, que tuvieron lugar en cada uno de los períodos analizados, sobre el total de adolescentes en ese grupo de edad al 30 de junio del año central de cada período

⁴ Se obtuvieron a partir del cociente entre el promedio trianual de HNV de madres adolescentes sobre el promedio trianual de HNV totales que tuvieron lugar en cada período

la cantidad de miembros de 18 o más años en el hogar n del radio censal ($PH_{\geq 18}$) (Celemín, Marcos y Velázquez, 2013).

Los radios censales fueron clasificados en cinco grupos en función de su semejanza (o no) con las unidades espaciales vecinas (Tabla 2). La clasificación se realizó a partir del cálculo del Índice de Moran, que evalúa la existencia de conglomerados (*clusters*) en la distribución espacial de una determinada variable. Este indicador puede ser calculado como medida general (Global) o de forma localizada para cada unidad espacial (Local). Mientras la primera ofrece un estadístico resumen que permite determinar si una variable se distribuye de manera totalmente aleatoria en un sistema espacial, o, en contraste, si existe algún tipo de asociación significativa de valores similares o distintos entre regiones vecinas, la segunda permiten descomponer el índice general y verificar la medida en que cada unidad espacial contribuye a su formación, como así también explorar visualmente los patrones de aglomeración formados en función de los valores de una variable que presentan las unidades de observación analizadas y las vecinas (Anselin, 1995; Molinatti, 2013).

En la cuarta y última se formuló un modelo de regresión logística multivariado, con el objetivo de aislar el efecto de la SRS sobre el comportamiento reproductivo de las adolescentes que residían al momento del CN2001 en la ciudad de Córdoba, una vez controladas las características individuales y del hogar en que residen. Los OR ajustados obtenidos permiten estimar, con mayor precisión, los efectos de cada una de estas variables, incluida la localización relativa en el espacio urbano, sobre la reproducción adolescente, que en el análisis bivariado podrían encontrarse sesgadas en función de la presencia de confusiones o interacciones con los otros factores (Molinatti, 2013).

Los procesamientos de las tres primeras etapas fueron realizados en la versión 17.0 del paquete estadístico IBM SPSS Statistics. En cambio, los cálculos y los mapas de la última fueron realizados en la versión 9.8.14 del *software* libre OpenGeoDa del *GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation*.

4. RESULTADOS

4.1. La fecundidad adolescente en el contexto local, provincial y nacional

Si bien el objetivo de este trabajo es analizar los posibles efectos de la SRS sobre la reproducción adolescente, se realizará una breve caracterización pormenorizada de la evolución de la fecundidad o reproducción adolescente en los últimos años con el fin de contextualizar este comportamiento en los cambios demográficos a nivel país y provincial.

Las tasas de fecundidad adolescente tardía (15 a 19 años) de la Argentina se estiman en 63,2 por mil para el período 2000-2002 y en 56,4 por mil para el período 2009-2011. Ambos valores están lejos de reflejar la diversidad de experiencias existentes entre las jurisdicciones provinciales y al interior de las mismas. Mientras el país en su conjunto registra un descenso casi del 10% en esta tasa, la provincia de Córdoba exhibe un aumento cercano al 4% (de 57,0 a 59,4 por mil) y el Departamento Capital de dicha provincia, un ascenso del 35% aproximadamente entre ambos períodos (de 41,7 a 56,1 por mil) (DEIS, s.f.).

Otra medida clave para entender la reproducción adolescente es analizar qué porcentajes de HNV son de adolescentes entre 15 y 19 años. En el período 2000-2002, el 14,4% de los nacimientos registrados en la Argentina correspondieron a mujeres de ese grupo de edad, y en el período 2009-

2011 esa cifra descendió a 13,2%. En la provincia de Córdoba este indicador se mantuvo en 14,4%. En cambio, en el Departamento Capital de dicha provincia, el peso relativo de los HNV de adolescentes aumentó un 18%, pasando de 10,8% en el primer período a 12,7% en el segundo (DEIS, s.f.).

4.2. La reproducción adolescente: una aproximación a partir del Censo de 2001

Sobre la reproducción adolescente, el CN2001 indicó que el 9,6% de las adolescentes entre 15 y 19 años censadas en 2001 han tenido al menos un HNV, registrando un significativo aumento respecto al anterior Censo Nacional: en 1991 el 7,9% de estas mujeres declararon ser madres. Similar a lo obtenido en otras investigaciones (Binstock y Pantelides, 2005; Di Cesare y Rodríguez Vignoli, 2006), la proporción de madres entre las adolescentes aumenta significativamente con la edad, ya que afecta directamente el intervalo de tiempo en que la adolescente está expuesta al riesgo de ser madre. La edad mediana es los 18 años de edad y por cada año extra, la maternidad aumenta casi un 60% (Cuadro 1).

Respecto al lugar de nacimiento, la mayoría de las adolescentes nacieron en la Argentina y sólo el 0,9% lo ha hecho en otro país, especialmente en países limítrofes y en el Perú. No se observa diferencias estadísticamente significativas en el porcentaje de madres adolescentes entre nativas y extranjeras ($p = 0,650$) (Cuadro 1).

Los resultados también concuerdan en lo referido al efecto negativo que tiene la educación sobre la maternidad adolescente. Con relación a la condición de asistencia actual, se observa que el riesgo de ser madre durante la adolescencia aumenta alrededor de trece veces en las adolescentes que no asisten actualmente a un establecimiento educativo frente a aquellas que sí lo hacen (27,5% *versus* 2,8%). Respecto a la insuficiencia educativa, los resultados sugieren que el porcentaje de madres entre las adolescentes es casi seis veces mayor en aquellas con una escolaridad inferior a la esperada para su edad, ya sea porque abandonaron o presentan rezago (Cuadro 1).

No obstante, diversos estudios dan cuenta de la bidireccionalidad de la relación, pues la nuliparidad durante la adolescencia es una condición que facilita la acumulación de escolaridad. Para una correcta evaluación sobre cuál de los dos sentidos de la relación predomina se debería tener bajo control cuál de los dos eventos (deserción escolar o embarazo) ocurre primero (Di Cesare y Rodríguez Vignoli, 2006).

Además, contrario a la noción tradicionalmente difundida, solo el 4,6% de las adolescentes solteras son madres, ascendiendo a alrededor del 67% en las unidas de hecho, casadas legalmente, separadas legalmente, divorciadas y viudas. En cambio, entre aquellas que no tienen hijos casi la totalidad (97,0%) es soltera (Cuadro 1).

También, se evidencia una mayor participación en el mercado de trabajo y un menor acceso a la salud –analizada esta última a partir de la tenencia de obra social y/o plan de salud privado o mutual– por parte de las adolescentes que son madres. Similares resultados, aunque levemente inferiores, se encontraron en una investigación realizada para el total del país según datos también del CN2001 (Binstock y Pantelides, 2005).

La mayor incidencia de la maternidad en estas edades se registra en aquellas que declararon encontrarse activas. Entre las adolescentes que no han tenido hijos un 29% trabaja o busca trabajo; en cambio, entre las madres la proporción asciende al 46% (Cuadro 1).

Menos de un tercio (28%) de las adolescentes con HNV tiene cobertura de salud, mientras que ese porcentaje asciende a casi el 53% en aquellas que no tienen hijos. Asimismo, la proporción de madres entre las adolescentes sin este tipo de cobertura es casi tres veces superior a la observada entre aquellas que sí la tienen (Cuadro 1).

La incidencia de la maternidad entre las adolescentes que residen en hogares con pobreza estructural es casi tres veces superior a la observada en aquellas no pobres (20,7% *versus* 8,1%), reafirmando la idea que sostiene que es la pobreza la que perpetúa situaciones que llevan al embarazo en la adolescencia (Pantelides, 2004). Asimismo, se registra que una de cada cinco mujeres entre 15 y 19 años, que residen en hogares con servicio sanitario deficiente es madre, mientras que esa cifra disminuye a casi una de cada diez para el grupo que habita en hogares con mejores condiciones sanitarias (20,5% *versus* 7,7%) (Cuadro 1).

4.3. Identificación de las zonas de segregación

A nivel global, la ciudad de Córdoba exhibe un patrón de distribución no aleatorio y, considerando el signo positivo de los índices, concentrado (Figura 1). La variable CEH evidenció una fuerte autocorrelación espacial positiva ($I = 0,8069$, $p=0,001$), encontrándose la mayoría de las asociaciones entre aquellos radios censales en que residen hogares con un similar nivel educativo promedio (cuadrante I y III del gráfico).

Localmente, se observa la existencia de zonas específicas de la ciudad con altas concentraciones de hogares según su clima educativo. Mientras la periferia, en especial la ubicada en el sur y este de la ciudad, presenta una gran concentración de hogares con bajo clima educativo (Bajo-Bajo), en la zona central y hacia el corredor noroeste se observa una mayor predominancia de hogares con mayor clima educativo (Alto-Alto) (Figura 2). Esto evidencia que la SRS no se registra solamente para la población más pobre, sino también para aquellas personas altamente educadas. Similares resultados fueron encontrados cuando en otra investigación se analizó la distribución de los años promedio de escolaridad de los jefes de hogar (Molinatti, 2013).

4.4. Los efectos de la segregación residencial socioeconómica sobre la reproducción adolescente

Respecto al efecto de la SRS sobre la fecundidad adolescente, considerando los resultados del modelo multivariado, se puede afirmar que existen variaciones significativas en la probabilidad de ser madre entre los 15 y 19 años conforme al lugar de residencia, aun cuando son controlados los atributos individuales y del hogar de las adolescentes. Esto es especialmente cierto para aquellas mujeres que habitan en contextos residenciales segregados.

La localización relativa de las adolescentes en el espacio geográfico de la ciudad, según las zonas de segregación identificadas en el punto anterior, parece estar fuertemente relacionada con sus comportamientos reproductivos, ya que mientras casi el 2,3% de las adolescentes que residen en zonas con un CEH superior a la media de la ciudad (Alto-Alto) son madres, ese porcentaje asciende a un 15,3% en las zonas en las cuales el CEH es inferior al promedio local (Bajo-Bajo) (Cuadro 2).

Estos resultados coinciden, parcialmente por la diferencia de métodos utilizados, con los alcanzados por otras investigaciones que incluyen la composición social del contexto residencial como elemento explicativo de la fecundidad en la adolescencia (Kaztman, 1999; Molinatti y Peláez, 2012); aunque no con otros observados en la ciudad de Santiago de Chile (Sabatini et al., 2009; Sierralta Jorquera, 2006).

Un resultado interesante es el que surge de la comparación entre las zonas clasificadas como Bajo-Bajo y Bajo-Alto, es decir, entre aquellas con mayor homogeneidad y concentración de hogares con clima educativo muy inferior a la media local, y aquellas donde estos hogares se encuentran próximos a otros con mejor clima educativo. Las adolescentes que residen en zonas con mayor heterogeneidad social (Bajo-Alto) tienen casi un 0,4 menos de probabilidad de ser madres en la adolescencia, que sus pares que residen en áreas más homogéneas y segregadas (9,4% *versus* 15,3) (Cuadro 2).

No obstante, estas asociaciones bivariadas entre reproducción adolescente y zona de segregación, al igual que aquellas analizadas en el punto anterior, podrían constituir estimaciones sesgadas o poco informativas. Por lo cual, se aplicó un modelo multivariado de regresión logística, que intenta predecir la probabilidad de ocurrencia de un evento (reproducción adolescente) a partir de la ocurrencia simultánea de otros factores sociodemográficos, incluida la localización residencial⁵ (Molinatti, 2013).

Entre los resultados obtenidos se destaca una mayor probabilidad de ser madre adolescente a medida que aumenta la edad, si no asisten actualmente a un establecimiento educativo, si presentan insuficiencia educativa, si se encuentran casadas, unidas o en otra situación conyugal distinta a la soltería, si se encuentran ocupadas o desocupadas, si no tienen cobertura de salud, y/o si residen en un hogar con pobreza estructural (NBI) y/o servicio sanitario deficiente. Sin embargo, se destaca que los OR ajustados obtenidos para cada uno de estos factores son menores que aquellos sin ajustar, probablemente indicando una sobreestimación de los riesgos cuando no se considera el efecto conjunto de otras variables claves (Cuadro 3).

Específicamente, en lo que se refiere a la localización de las adolescentes entre 15 y 19 años en el espacio interno de la ciudad, el modelo muestra que residir en zonas homogéneas con alta concentración de hogares con clima educativo alto (Alto-Alto) disminuye en promedio un 54% ($IC_{95\%} = 45\%; 61\%$) el riesgo de ser madres respecto al conjunto de radios identificados como heterogéneos. En cambio, si la adolescente reside en áreas homogéneas con alta concentración de hogares con clima educativo bajo (Bajo-Bajo), dicho riesgo aumenta alrededor de un 13% ($IC_{95\%} = 4\%; 22\%$). Por su parte, los radios censales categorizados como Alto-Bajo o Bajo-Alto no presentan efectos significativos sobre la condición de maternidad de las adolescentes (Cuadro 3).

⁵ Este modelo responde por 84,0% de las adolescentes de 15 a 19 años, con una especificidad del 84,4% y una sensibilidad del 80,3%, siendo, por lo tanto, un modelo aceptable. El punto de corte utilizado fue del 10%, valor bastante próximo al observado en la población (9,6%).

5. DISCUSIÓN

Los resultados hallados en este trabajo ponen de manifiesto dos complejidades propias de este tipo de investigaciones. Por un lado, la concerniente a la selección de la escala espacial de análisis, que se encuentra supeditada a cómo los datos son presentados por los institutos de estadística (en la Argentina los datos son publicados en formato Redatam+SP, siendo el radio censal la unidad mínima de recuperación de datos). Por otro lado, la relacionada con la identificación y cuantificación del efecto que la localización residencial del individuo tiene sobre sus comportamientos, sus vulnerabilidades y condiciones generales de vida.

Respecto a la primera, la definición conceptual asociada a la noción de vecindario o de barrio todavía carece de consenso, a pesar de los avances en las mediciones e innovaciones metodológicas que permiten una aproximación a esta noción (Collado Chaves, 2003). Los límites de las unidades geográficas que se consideran vienen, en general, determinadas por límites administrativos y/o de disponibilidad de información que dependen de los gobiernos y los institutos de estadística y no son necesariamente significativos para los residentes. Sin embargo, la posibilidad de trabajar a niveles micro-espaciales, aun a partir de unidades artificiales, permite explorar posibles efectos que el espacio geográfico tiene sobre determinados comportamientos considerados individuales que no podrían analizarse en una escala macro-social.

Con relación a la segunda, los resultados obtenidos en este trabajo no deben interpretarse en términos causales, ya que se usan datos transversales (Molinatti, 2013). En consecuencia, las asociaciones no representan indicaciones inequívocas del efecto de la segregación residencial sobre la reproducción adolescente. Además, cabe destacar que en el modelo no se incluyen todos los determinantes, en especial aquellos asociados a regularidad y circunstancias de la actividad sexual.

Sin embargo, los resultados alcanzados en este trabajo sugieren que la composición social de los contextos residenciales y, particularmente, la presencia de SRS influyen sobre los comportamientos reproductivos de las adolescentes, modificando las probabilidades de ser madre durante la adolescencia. Asimismo, las relaciones observadas dan indicios sobre la existencia de mecanismos socio-territoriales que reproducen las desigualdades en la ciudad de Córdoba y la necesidad de políticas sociales que tengan en cuenta estos mecanismos. No obstante, estos hallazgos demandan nuevos esfuerzos teóricos y metodológicos orientados a la comprensión integral de la influencia del vecindario sobre la maternidad adolescente, y cómo la composición social de los barrios influye en la reproducción de las desigualdades.

6. CONCLUSIONES

Los resultados alcanzados en este trabajo sugieren que las probabilidades de ser madre entre los 15 y 19 años se encuentran significativamente influenciadas por el contexto residencial donde viven las adolescentes, más allá de las diferencias observadas a nivel individual y del hogar. Estas influencias, similar a lo observado en otras investigaciones realizadas para América Latina, son especialmente visibles en aquellas adolescentes con menores niveles educativos y que habitan contextos socialmente segregados. Mientras las zonas segregadas, donde predomina un clima educativo alto actúan como protectoras, aquellas en una situación opuesta, lo hacen como potenciadoras, disminuyendo o aumentando, respectivamente, el riesgo.

Asimismo, se destaca que la influencia del vecindario adquiere mayor relevancia en aquellas adolescentes que provienen de hogares de escasos recursos y con menores niveles educativos, en las cuales se observa una mayor permeabilidad a los modelos dominantes que surgen en el entorno social inmediato. Paradójicamente, esa misma permeabilidad facilita la incorporación de pautas que posibilitan la acumulación de activos entre adolescentes con el mismo perfil socioeconómico, pero que residen en áreas con condiciones más favorables.

Estas evidencias destacan la importancia de la inclusión de los contextos residenciales en los diagnósticos y en el diseño de políticas públicas orientados a la salud reproductiva y sexual de las y los adolescentes, ya que posibilita captar su heterogeneidad y diversidad socioculturales.

En este contexto, resulta pertinente adoptar nuevas herramientas teóricas y metodológicas que permitan una comprensión más profunda de los comportamientos reproductivos y sexuales de las y los adolescentes. Aunque se destaca la necesidad de fuentes de información que permitan complementar el análisis micro-espacial con el estudio de los determinantes directos de la fecundidad, espacialmente aquellos asociados a la regularidad y circunstancias de la actividad sexual en los adolescentes.

7. REFERENCIAS

- Alves, F., Franco, C., y Ribeiro, L. C. (2008). Segregación urbana y rezago escolar en Río de Janeiro. *Revista de la CEPAL*, (94), 133-148. Recuperado de <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/8/32728/94eAlvesFrancodeQueiroz.pdf>
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. Recuperado de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x/pdf>
- Binstock, G., y Pantelides, E. A. (2005). La fecundidad adolescente hoy: Diagnóstico sociodemográfico. En Gogna, M. (coord.). *Embarazo y maternidad en la adolescencia: estereotipos, evidencias y propuestas para políticas públicas* (pp. 77-112). Buenos Aires: CEDES.
- Celemín, J. P., Marcos, M. y Velázquez, G. A. (2013). Calidad ambiental y nivel socioeconómico: su articulación en la Región Metropolitana de Buenos Aires. *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*, XVII (441). Recuperado de <http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-441.htm>
- Collado Chaves, A. (2003). Fecundidad adolescente en el gran área metropolitana de Costa Rica. *Población y Salud en Mesoamérica*, 1(1), artículo 4. Recuperado de <http://ccp.ucr.ac.cr/revista/volumenes/1/1-1/1-1-4/>
- Cunha, J. M. P., y Jakob, A. A. E. (2010). Segregação socioespacial e inserção no mercado de trabalho na Região Metropolitana de Campinas [La segregación socio-espacial y la integración en el mercado laboral en la Región Metropolitana de Campinas]. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 27(1), 115-139. Recuperado de <http://www.scielo.br/pdf/rbepop/v27n1/08.pdf>
- Dirección de Estadísticas e Información en Salud [DEIS] (s.f.). *Base de datos de nacimientos 2000-2011* [Microdatos en formato DBF]. Buenos Aires: DEIS.
- Di Cesare, M., y Rodríguez Vignoli, J. (2006). Análisis micro de los determinantes de la fecundidad adolescente en Brasil y Colombia. *Papeles de población*, 12(48): 107-140. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11204806>

- Flores, C., Wormald, G., y Sabatini, F. (2009). *Segregación residencial y trayectorias laborales de jefes de hogar en conjuntos de vivienda social en Chile*. Trabajo presentado en el XXVIII Congress of the Latin American Studies Association (LASA 2009): Rethinking Inequalities, Rio de Janeiro, 11 al 14 de junio.
- Groisman, F., y Suárez, A. L. (2006). Segregación residencial en la Ciudad de Buenos Aires. *Población de Buenos Aires*, 3(4), 27-37. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74030403>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC] (2001). *Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda 2001* [CD-ROM]. Buenos Aires: INDEC.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC] (2003). Mapa de Necesidades Básicas Insatisfechas 2001. *Aquí se cuenta. Revista informativa del Censo 2001*, (7). Recuperado de <http://www.indec.mecon.ar/nuevaweb/cuadros/74/Aqui7.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC] (2012). *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Censo del Bicentenario. Resultados definitivos. Serie B N° 2. Tomo 1*. Buenos Aires: INDEC. Recuperado de http://www.censo2010.indec.gov.ar/archivos/censo2010_tomo1.pdf
- Jencks, C., y Mayer, S. (1990). The social consequences of growing up in a poor neighborhood [Las consecuencias sociales de haber crecido en un barrio porción]. En Lynn, L., y McGeary, M. (comps.). *Inner-City Poverty in the United States* [Pobreza en zonas marginales en los Estados Unidos] (pp. 111-186). Washington, DC: Committee on National Urban Policy, National Research Council.
- Kaztman, R. (1999). El vecindario también importa. En Kaztman, R. (ed.), *Activos y estructuras de oportunidades de estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay* (pp. 263-307). Montevideo: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)/Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Kaztman, R., y Retamoso A. (2005). Segregación espacial, empleo y pobreza en Montevideo. *Revista de la CEPAL*, (85), 131-148. Recuperado de <http://www.cepal.cl/publicaciones/xml/8/21048/lcg2266eKaztmanRetamoso.pdf>
- Kaztman, R., y Retamoso, A. (2007). Efectos de la segregación urbana sobre la educación en Montevideo. *Revista de la CEPAL*, (91), 133-152. Recuperado de <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/3/28263/LCG2333eKaztman.pdf>
- López, E. (2006). La fecundidad adolescente en la Argentina: desigualdades y desafíos. *Encrucijadas*, 39(5), 24-31. Recuperado de <http://www.uba.ar/encrucijadas/nuevo/pdf/encrucijadas39n5.pdf>
- Marcos, M. (2011). Desafíos para estudiar las desigualdades socio-espaciales metropolitanas: El caso de Buenos Aires. *Población*, 4(7), 49-65. Recuperado de http://www.mininterior.gov.ar/poblacion/pdf/poblacion_07.pdf
- Ministerio de Salud de la Nación/CONAPRIS, CEDES (2004). *El embarazo en la adolescencia: diagnóstico para reorientar las políticas y programas de salud. Informe final*. Buenos Aires: Autor. Recuperado de <http://www.cedes.org.ar/Publicaciones/IF/2004/1698.pdf>
- Molinatti, F. (2013). Segregación residencial socioeconómica e inserción laboral en la ciudad de Córdoba. *EURE*, 117(39), 117-145. Recuperado de http://www.eure.cl/wp-content/uploads/2013/05/EURE_117_06_MOLINATTI.pdf
- Molinatti, F y Peláez, E. (2012). Los patrones de espaciales de los comportamientos de riesgo en la ciudad de Córdoba (Argentina). Año 2001. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 29(1), 37-52. Recuperado de <http://www.scielo.br/pdf/rbepop/v29n1/v29n1a03.pdf>

- Municipalidad de Córdoba (2012). *Córdoba ciudad en cifras. Guía Estadística de la ciudad de Córdoba*. Recuperado de <http://www.cordoba.gov.ar/cordobaciudad/principal2/docs/economia/C%C3%B3rdoba%20una%20Ciudad%20en%20Cifras.pdf>
- Pantelides, E. A. (2004). Aspectos sociales del embarazo y la fecundidad adolescente en América Latina. *Notas de Población*, (78), 7-33. Recuperado de <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/9/22069/lcg2229-p1.pdf>
- Pantelides, E. A., y Binstock, G. (2007). La fecundidad adolescente en la Argentina a comienzos del Siglo XXI. *Revista Argentina de Sociología*, 5(9), 24-43. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=26950903>
- Perelman, L. (2011). *Diferencias socioespaciales e inserción laboral en la Ciudad de Buenos Aires*. Cuaderno de Trabajo de Cedem N° 11. Buenos Aires: Dirección General de Estadística y Censos, Ministerio de Hacienda, Gobierno de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (GCBA).
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2009). *Segregación residencial en Argentina. Colección Aportes para el Desarrollo Humano en Argentina/2009*. Buenos Aires: Autor. Recuperado de http://www.undp.org.ar/desarrollohumano/PNUD_segrecacion_nov17-screen.pdf
- Rodríguez Vignoli, J. (2012). La reproducción en la adolescencia en América Latina: viejas y nuevas vulnerabilidades. *Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 3(2), 66-81. Recuperado de http://www.inegi.org.mx/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/integracion/especiales/revista-inter/revista_num_6/Doctos/RDE_06_Art5.pdf
- Sabatini, F., Wormald, G., Sierralta, C., y Peters, P. A. (2009). Residential Segregation in Santiago: Scale-Related Effects and Trends, 1992–2002 [Segregación residencial en Santiago: Efectos de Escala-relacionados y Tendencias, 1992-2002.]. En Roberts, B. R., & Wilson, R. H. (eds.), *Urban Segregation and Governance in the Americas* [Segregación Urbana y Gobernabilidad en las Américas] (pp. 121-143). New York: Palgrave Macmillan.
- Sierralta Jorquera, C. (2008). *Efectos de la segregación residencial socioeconómica en los jóvenes de extracción popular en Santiago de Chile (1992-2002)*. (Tesis de maestría). Instituto de Estudios Urbanos y Territoriales, Pontificia Universidad Católica de Chile. Recuperado de <http://www.ieut.cl/wp-content/uploads/2011/01/Efectosdelasegregacinresidencial socioeconomica en los jvenes pobres de SantiagodeChile1992-2002.pdf>
- Torres, H., Ferreira, M. P., y Gomes, S. (2004). Educação e segregação social: explorando o efeito das relações de vizinhança [La educación y la segregación social: explorar el efecto de las relaciones de vecindad]. En Marques, E., y Torres, H. (orgs.). *São Paulo. Segregação, pobreza e desigualdades sociais* [Sao Paulo. La segregación, la pobreza y las desigualdades sociales] (pp. 123-167). São Paulo: Senac São Paulo.

8. TABLAS, CUADROS Y FIGURAS**Tabla 1**

Variables explicativas para el análisis de la reproducción adolescente

Variables	Tipo y categorías (cuando corresponde)
Edad en años simples	Continua
País de nacimiento	Argentina Otro país
Asistencia a establecimiento educativo	Asiste No asiste, pero asistió Nunca asistió
Insuficiencia educativa ^{a\}	Si No
Situación conyugal	Soltera Unida/Casada/Otra
Condición de actividad	Activa Inactiva
Cobertura de salud	Si No
Pobreza estructural ^{b\}	Si No
Servicio Sanitario Deficiente ^{c\}	Si No
Zona de segregación	Alto-Alto Bajo-Bajo Alto-Bajo Bajo-Alto No Significativo

Notas:

\a\ Una adolescente entre 14 y 19 años tiene insuficiencia educativa cuando, deducidos siete años de su edad, el resultado supera el número de años de estudio que ha completado (Katzman, 1999: 273).

\b\ Al menos un indicador de NBI: hacinamiento, vivienda deficitaria, condición sanitaria deficitaria, no asistencia escolar de menores entre 6 y 12 años o baja capacidad de subsistencia (Instituto Nacional de Estadística y Censo [INDEC], 2003).

\c\ Hogares sin inodoro, inodoro sin descarga o inodoro con descarga a pozo ciego.

Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.

Tabla 2

Zonas de segregación

Zonas de segregación	Años promedio de educación del radio censal analizado	Años promedio de educación de/l radio/s censal/es vecino/s
Alto-Alto	Muy por encima del promedio local	Muy por encima del promedio local
Bajo-Bajo	Muy por debajo del promedio local	Muy por debajo del promedio local
Alto-Bajo	Muy por encima del promedio local	Muy por debajo del promedio local
Bajo-Alto	Muy por debajo del promedio local	Muy por encima del promedio local
No significativo	Similar al promedio local	Similar al promedio local

Fuente: Adaptado de Anselin (1995).

Cuadro 1

Condición de maternidad entre las adolescentes entre 15 y 19 años, según variables sociodemográficas. Ciudad de Córdoba, 2001

Variables socio-demográficas		Total de adolescentes	Porcentaje de madres adolescentes	Tenencia de hijo/s		OR (IC al 95%)	Sig.
				Si	No		
TOTAL		55.524	9,6%	5.353	50.171		
15 años (ref.)		10.787	2,7%	5,4%	20,9%	1,591 (1,555; 1,627)	0,000
16 años		10.138	4,7%	8,9%	19,3%		
17 años		10.103	9,2%	17,4%	18,3%		
18 años		11.292	12,8%	27,1%	19,6%		
19 años		13.204	16,7%	41,3%	21,9%		
País de nacimiento	Argentina (ref.)	55.005	9,6%	99,1%	99,1%	0,933 (0,690; 1,260)	0,650
	Otro país	519	9,1%	0,9%	0,9%		
Asistencia actual a establecimiento educativo	Si (ref.)	40.068	2,8%	20,6%	77,7%	13,415 (12,514; 14,380)	0,000
	No	15.454	27,5%	76,4%	22,3%		
Insuficiencia educativa	Si	20.183	19,5%	26,4%	67,6%	5,824 (5,466; 6,207)	0,000
	No (ref.)	35.341	4,0%	73,6%	32,4%		
Situación conyugal	Soltera (ref.)	51.013	4,6%	97,0%	43,9%	41,244 (38,388; 44,553)	0,000
	Unida/Casada/Otra	4.511	66,6%	3,0%	56,1%		
Condición de actividad	Activa	17.041	14,5%	46,1%	29,1%	2,086 (1,970; 2,209)	0,000
	Inactiva (ref.)	38.483	7,5%	53,9%	70,9%		
Cobertura de salud	Si (ref.)	28.220	5,3%	27,7%	53,3%	2,980 (2,800; 3,172)	0,000
	No	27.304	14,2%	72,3%	46,7%		
NBI	Si	6.963	20,7%	26,9%	11,0%	2,982 (2,790; 3,187)	0,000
	No (ref.)	48.561	8,1%	73,1%	89,0%		
Servicio Sanitario Deficiente	Si	8.517	20,5%	32,6%	13,5%	3,100 (2,911; 3,300)	0,000
	No (ref.)	47.007	7,7%	67,4%	86,5%		

Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.

Cuadro 2

Condición de maternidad entre las adolescentes entre 15 y 19 años, según zona de segregación de residencia. Ciudad de Córdoba, 2001

Zona de segregación	Total de adolescentes	Porcentaje de madres adolescentes	OR	IC al 95%	Sig.
No significativo (ref.)	29.573	8,4%	-	-	0,000
Alto-Alto	7.948	2,2%	0,246	0,211; 0,288	0,000
Bajo-Bajo	17.290	15,3%	1,977	1,865; 2,095	0,000
Bajo-Alto	435	9,4%	1,138	0,823; 1,574	0,435
Alto-Bajo	278	4,3%	0,493	0,276; 0,881	0,017
TOTAL	55.524	9,6%			

Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.

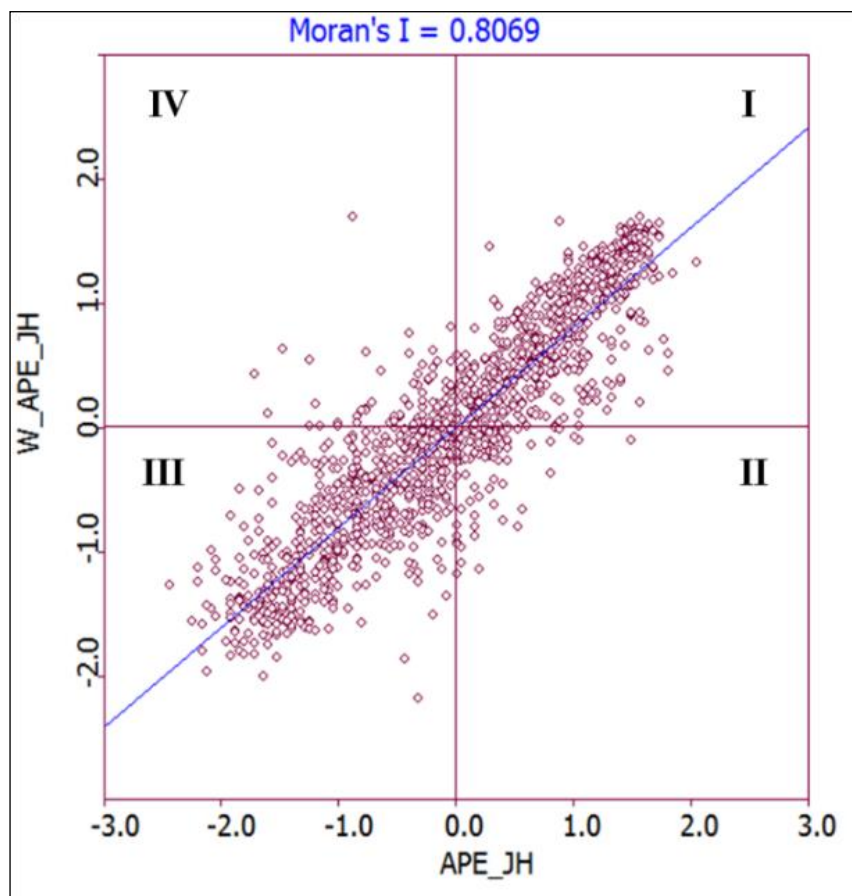
Cuadro 3

Riesgos de ser madre adolescente entre las mujeres entre 15 y 19 años, según variables sociodemográficas seleccionadas. Ciudad de Córdoba, 2001

Variables sociodemográficas		B	E.T.	Wald	Sig.	Exp(B)	I.C. 95% para EXP(B)	
							Inferior	Superior
Edad		0,256	0,015	283,948	0,000	1,292	1,254	1,331
País de nacimiento	Otro país	-0,471	0,197	5,688	0,017	0,624	0,424	0,919
Asistencia actual a establecimiento educativo	No	1,318	0,045	863,880	0,000	3,736	3,422	4,079
Insuficiencia educativa	No	0,625	0,042	217,430	0,000	1,869	1,720	2,031
Situación conyugal	Casada/Unida/Otra	2,896	0,042	4709,965	0,000	18,097	16,660	19,657
Condición de actividad	Activa	0,088	0,040	4,973	0,026	1,092	1,011	1,181
Cobertura de salud	No	0,120	0,043	8,002	0,005	1,128	1,038	1,226
NBI	Si	0,362	0,049	54,641	0,000	1,436	1,305	1,581
Servicio sanitario deficiente	Si	0,112	0,047	5,656	0,017	1,118	1,020	1,226
Zona de segregación	Alto-Alto	-0,773	0,090	74,003	0,000	0,462	0,387	0,550
	Bajo-Bajo	0,119	0,040	9,036	0,003	1,126	1,042	1,218
	Bajo-Alto	-0,106	0,211	0,253	0,615	0,899	0,595	1,360
	Alto-Bajo	-0,287	0,345	0,693	0,405	0,750	0,381	1,476
Constante		-8,490	0,266	1020,755	0,000	0,000		

Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.

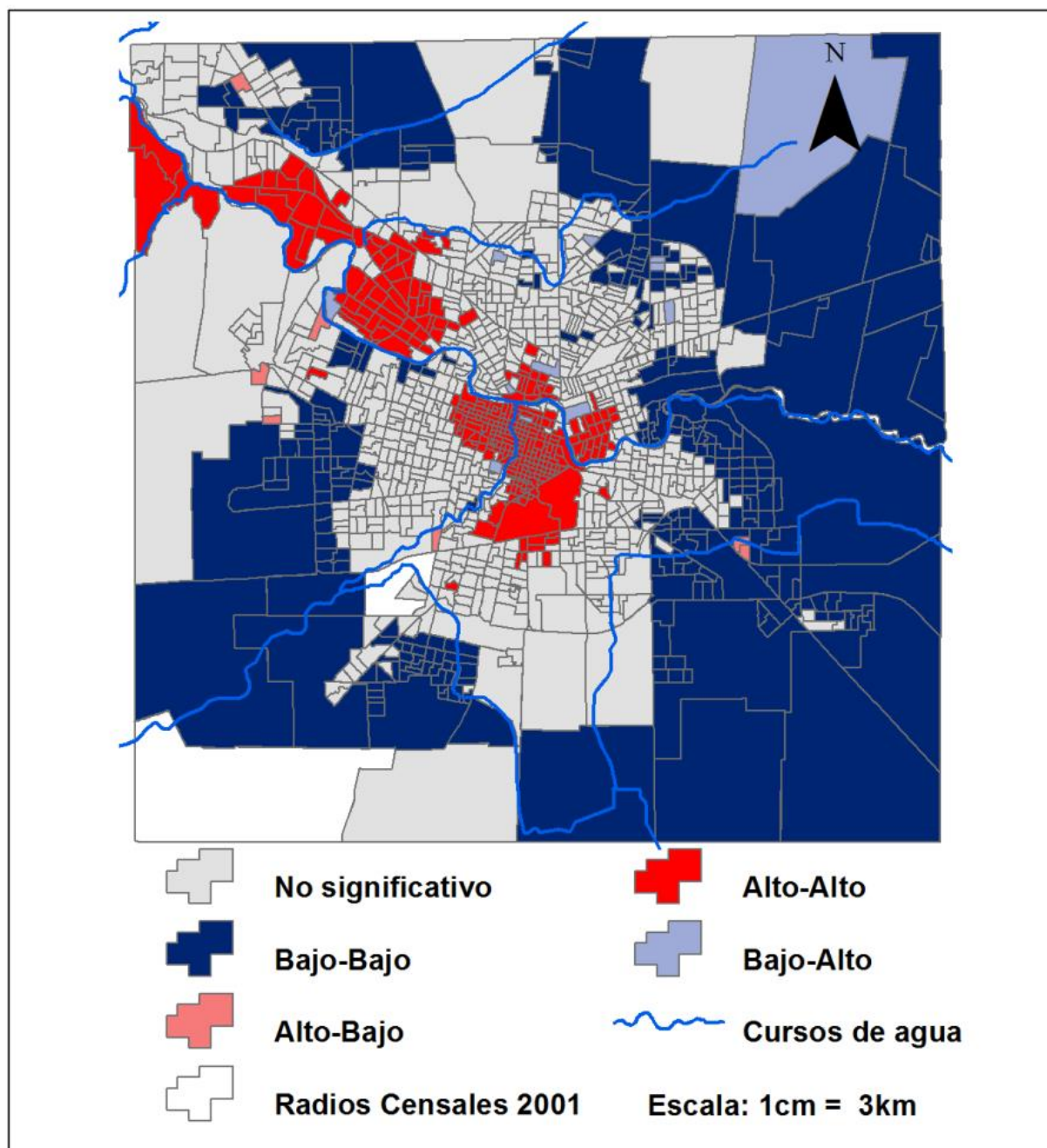
Figura 1
Resultados del Índice de Moran Global para el clima educativo
promedio de los hogares, a nivel de radio censal. Ciudad de
Córdoba, 2001



Nota: P-seudo significativo al nivel de 0,001, 999 permutaciones.
Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.

Figura 2

Resultados del Índice de Moran Local para el clima educativo promedio de los hogares, a nivel de radio censal. Ciudad de Córdoba, 2001



Fuente: Elaboración propia con base en información del CN2001.